

UNIVERSITETET I OSLO

ØKONOMISK INSTITUTT

Eksamen i: **ECON3150/4150 – Elementær økonometri**

Exam: ECON3150/4150 – Introductory Econometrics

Eksamensdag: Fredag 30. november
Date of exam: Friday, November 30

Sensur kunngjøres: 18. desember 2007
Grades will be given: December 18, 2007

Tid for eksamen: kl. 09:00 – 12:00
Time for exam: 09:00 a.m. – 12:00 noon

Oppgavesettet er på 10 sider
The problem set covers 10 pages

English version on page 6

Tillatte hjelpemidler:

- Alle trykte og skrevne hjelpemidler, samt lommekalkulator er tillatt

Resources allowed:

- *All written and printed resources, as well as calculator is allowed*

Eksamen blir vurdert etter ECTS-skalaen. A-F, der A er beste karakter og E er dårligste stårkarakter. F er ikke bestått.

The grades given: A-F, with A as the best and E as the weakest passing grade. F is fail.

En interessant hypotese som diskuteres i makroteori, er at offentlige utgifter bidrar til å fortrenge de samlede investeringer i et lands økonomi. Ideen er at store offentlige utgifter både direkte og indirekte via et økt rentenivå, bidrar til å redusere de samlede investeringer. Vi ønsker å undersøke denne hypotesen ved bruk av tverrsnittsdata for et utvalg på 30 viktige industriland i 1999. Dessverre inneholder vårt datasett ikke observasjoner for rentenivået i landene, men gir oss data for variablene: offentlige utgifter (G), samlede investeringer (I), brutto nasjonalprodukt (X) og folketall (P).

Som bakgrunnsmodell for å undersøke denne hypotesen spesifiseres i første omgang regresjonen

$$(1) \quad I_j = \beta_0 + \beta_1 G_j + \beta_2 X_j + \varepsilon_j \quad j = 1, 2, 3, \dots, 30$$

der j betegner land og ε_j betegner de stokastiske restleddene.

Utskrift 1 viser resultatene av denne regresjonsberegningen.

Spørsmål 1

- Gjør rede for innholdet i denne utskriften.
- Synes du hypotesen om at de offentlige utgifter fortrenger de samlede investeringer blir bekreftet eller avkreftet? Begrunn svaret.

Datasettet inneholder både store og små land, for eksempel inngår både USA og Island. Vi mistenker derfor sterkt de stokastiske restleddene $\{\varepsilon_j\}$ å være heteroskedastiske.

I utskrift 2 har vi plottet residualene fra regresjon (1) mot brutto nasjonalprodukt X .

Spørsmål 2

(a) Synes du de plottede punktene tyder på at restleddene er heteroskedastiske?

For å undersøke mer presist om heteroskedastisitet er til stede i restleddene, har vi også beregnet White's konsistente estimater på standardavvikene til estimatorene $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ og $\hat{\beta}_2$. Resultatene er rapportert i utskrift 3. White's estimerte standardavvik for estimatorene $\hat{\beta}_0$, $\hat{\beta}_1$ og $\hat{\beta}_2$ finner du i kolonnen betegnet HCSE.

(b) Tyder resultatene i utskrift 3 på at restleddene er heteroskedastiske? Begrunn svaret. Fyll inn tallene i kolonnen som er betegnet t-HCSE, og skriv tallene inn i besvarelsen.

Som en tilleggstest for å avgjøre om restleddene er heteroskedastiske ønsker vi også å benytte Goldfeld-Quandt testen. Dataene er først sortert etter størrelsen på bruttonasjonalproduktet, deretter er det kjørt to regresjoner. Utskrift 4 viser resultatene av regresjon (1) basert på data fra de 15 landene med høyest bruttonasjonalprodukt, mens utskrift 5 viser de tilsvarende resultater for de 15 landene med lavest bruttonasjonalprodukt.

Spørsmål 3

Forklar kort innholdet i Goldfeld-Quandt testen. Benytt resultatene du finner i utskriftene 4 og 5 til å gjennomføre testen, og forklar hva dine resultater tyder på om restleddenes fordelinger.

Bruttonasjonalproduktet (X) i landene som inngår i vårt datasett varierer sterkt. For å redusere effekten av sterkt varierende (X) er det foreslått å spesifisere regresjonen mellom de tilsvarende per capita størrelsene.

Spørsmål 4

Regresjon (2) nedenfor viser denne spesifisering

$$(2) \quad (I/P)_j = \beta_0 + \beta_1(G/P)_j + \beta_2(X/P)_j + u_j \quad j = 1, 2, \dots, 30$$

Utskrift 6 viser resultatene av denne regresjonsberegningen. Bruk av Goldfeld-Quandt's test tyder på at restleddene (u_j) i (2) kan være homoskedastiske. Synes du at du kan finne støtte for en slik konklusjon i utskrift 6?

Forskere som er tvilende til hypotesen om at offentlige utgifter fortrenger de samlede investeringer (tvilerne), påstår at man bare kan avgjøre dette spørsmålet ved å benytte regresjonen

$$(3) \quad (I/P)_j = \gamma_0 + \gamma_1(G/P)_j + \gamma_2(X/P)_j + \gamma_3r_j + \delta_j \quad j = 1, 2, \dots, 30$$

der r_j betegner rentenivået i land j .

La $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ og $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_3$ betegne OLS estimatene i regresjonene (2) og (3).

Spørsmål 5

Tvilerne hevder at γ_1 kan være lik null selv om β_1 er forskjellig fra null. Diskuter denne påstanden. I diskusjonen kan du anta at regresjonen av r_j på $(G/P)_j$ og $(X/P)_j$ er lineær eller $r_j = \alpha_0 + \alpha_1(G/P)_j + \alpha_2(X/P)_j + w_j$.

Mot dette hevder tilhengerne av hypotesen at på grunn av liberaliseringen av de internasjonale kapitalmarkeder, vil rentenivået være tilnærmet likt i de forskjellige landene slik at $\hat{\beta}_1$ vil være tilnærmet lik $\hat{\gamma}_1$

Spørsmål 6

Drøft denne påstanden når vi antar at $r_j = \bar{r} + v_j$ der \bar{r} betegner gjennomsnittet av rentenivåene i landene og v_j betegner svært små positive og negative avvik.

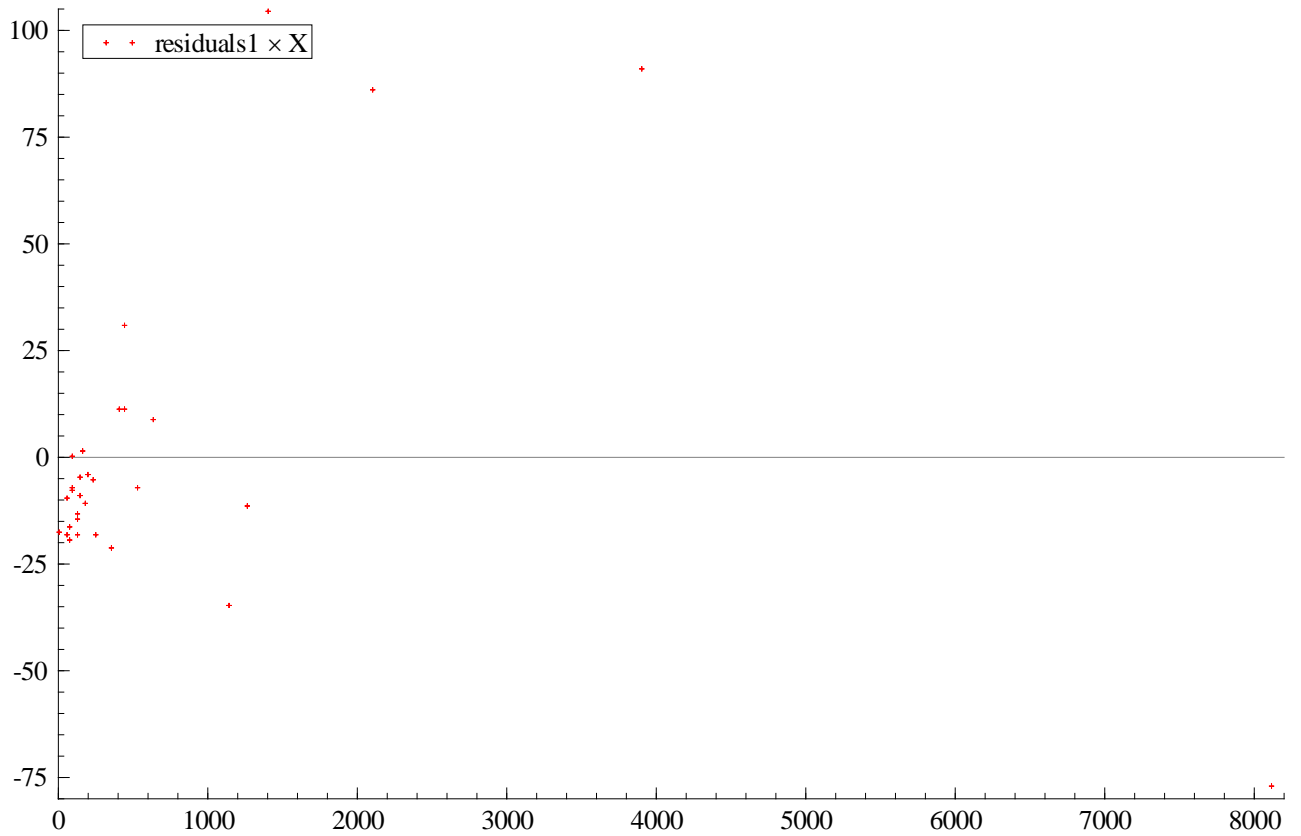
Utskrift 1

EQ(1) Modelling (I) by OLS-CS (using makrodata.xls)

The estimation sample is: 1 to 30

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	18.0926	7.786	2.32	0.028
G	-1.07496	0.1383	-7.77	0.000
X	0.359251	0.02074	17.3	0.000
sigma	37.7334	RSS	38442.8687	
R^2	0.987796	F(2,27) =	1093 [0.000]**	
		DW	1.38	
no. of observations	30	no. of parameters	3	
mean (I)	162.47	var (I)	105000	

Utskrift 2



Utskrift 3

	Coefficients	SE	t-SE	HCSE	t-HCSE
Constant	18.093	7.7857	2.3238	5.8031	
G	-1.0750	0.13834	-7.7705	0.34912	
X	0.35925	0.020736	17.325	0.052798	

Utskrift 4

EQ(1) Modelling I by OLS-CS (using makrodata22.xls)
 The estimation sample is: 1 to 15

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	35.2641	17.21	2.05	0.063
G	-1.12410	0.1972	-5.70	0.000
X	0.362737	0.02915	12.4	0.000
sigma	52.6624	RSS	33279.9365	
R ²	0.987192	F(2,12) =	462.5 [0.000]**	
		DW	1.21	

no. of observations	15	no. of parameters	3
mean(I)	297.747	var(I)	173229

Utskrift 5

EQ(2) Modelling I by OLS-CS (using makrodata22.xls)
 The estimation sample is: 1 to 15

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	0.630508	3.923	0.161	0.875
G	-0.820569	0.2567	-3.20	0.008
X	0.378605	0.05563	6.81	0.000

sigma	6.02232	RSS	435.220297
R^2	0.834817	F(2,12) =	30.32 [0.000]**
		DW	1.28
no. of observations	15	no. of parameters	3
mean(I)	27.2133	var(I)	175.652

Utskrift 6

EQ(3) Modelling (I/P) by OLS-CS (using makrodata.xls)
 The estimation sample is: 1 to 30

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
Constant	0.110689	0.3254	0.340	0.736	0.20291
G/P	-0.684616	0.1613	-4.24	0.000	0.2567
X/P	0.329780	0.03347	9.85	0.000	0.05294

sigma	0.877237	RSS	20.7777011
R^2	0.87778	F(2,27) =	96.96 [0.000]**
		DW	1.79
no. of observations	30	no. of parameters	3
mean(I/P)	3.9529	var(I/P)	5.66673

ENGLISH VERSION

An interesting hypothesis under debate in macro theory is that public expenditures are inclined to crowd out aggregate investments in a country's economy. The idea is that large public expenditures both directly and indirectly through increasing interest rates, will have an adverse impact on the level of aggregate investments. We wish to investigate this hypothesis by using cross section data gathered in 1999 from 30 important countries. Unfortunately, the data set does not contain data for the prevailing level of interest rates in the countries, but provides data for the variables: public expenditures (G), aggregate investments (I), gross national product (X) and the countries' population (P).

In order to investigate this hypothesis we first specify the regression

$$(1) \quad I_j = \beta_0 + \beta_1 G_j + \beta_2 X_j + \varepsilon_j \quad j = 1, 2, 3, \dots, 30$$

where the subscript j denotes country and ε_j denotes the random disturbances.

Output 1 shows the results of running this regression.

Question 1

- Explain the contents of output 1.
- Do you think the hypothesis that public expenditures crowd out aggregate investments is confirmed or not confirmed? Substantiate your answer.

The data set contain small and large countries, for instance the USA and Iceland are both represented in the data set. Therefore, we suspect that the stochastic disturbances $\{\varepsilon_j\}$ might be heteroskedastic.

In output 2 we have plotted the residuals generated by regression (1) against the gross national product X .

Question 2

- Do you think this plot indicates that the disturbances are heteroskedastic?

In order to find out more precisely whether the disturbances are heteroskedastic, we have also estimated White's consistent standard errors of the estimators $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ og $\hat{\beta}_2$. These results are reported in output 3. White's estimates of the standard errors of $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ og $\hat{\beta}_2$ you will find in the column denoted HCSE.

- Do you think the results in output 3 indicate that the disturbances are heteroskedastic? Substantiate you answer. Calculate the numbers lacking in the column denoted t-HCSE and write out this column in your paper.

As a subsidiary test to decide if the disturbances are heteroskedastic we wish to use the Goldfeld-Quandt test. The data is sorted according to the magnitude of the gross national product, then we have run two regressions. Output 4 shows the results of regression (1) when

we have use data for the 15 countries with the largest gross national product, while output 5 show the corresponding results for the 15 countries with the lowest gross national product.

Question 3

Give a brief explanation of the Goldfeld-Quandt test. You are asked to carry out this test using results you find in output 4 and output 5. Explain the implication of your findings regarding the distribution of the disturbances.

The gross national product (X) of the countries in our data set varies greatly. In order to reduce the impact of the variation of (X), it is proposed to specify a regression between the corresponding per capita variables.

Question 4

The regression (2) below shows this specification

$$(2) \quad (I/P)_j = \beta_0 + \beta_1(G/P)_j + \beta_2(X/P)_j + u_j \quad j = 1, 2, \dots, 30$$

Output 6 shows the results of this regression. When applying the Goldfeld-Quandt test to this regression, the results indicate that the stochastic disturbances (u_j) in (2) might be homoskedastic. Do you think you can find support for this conclusion in output 6?

Researchers (the sceptics) doubtful to the hypothesis that public expenditures crowd out aggregate investments, allege that the only way to settle this dispute is to run the regression

$$(3) \quad (I/P)_j = \gamma_0 + \gamma_1(G/P)_j + \gamma_2(X/P)_j + \gamma_3 r_j + \delta_j \quad j = 1, 2, \dots, 30$$

where r_j denotes the interest rates in the different countries.

Let $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ and $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_3$ denote the OLS estimates of the regression coefficients in (2) and (3).

Question 5

The skeptics now say that γ_1 can be equal to zero although β_1 is different from zero. Discuss the assertion. In the discussion you can assume that the regression of r_j on $(G/P)_j$ and $(X/P)_j$ is linear i.e. $r_j = \alpha_0 + \alpha_1(G/P)_j + \alpha_2(X/P)_j + w_j$.

On the other hand supporters of this hypothesis hold that because of the liberalization of the international capital markets, the interest rates will tend to be the same in the different countries and, therefore, they assert, $\hat{\gamma}_1$ is approximately equal to $\hat{\beta}_1$.

Question 6

Discuss this assertion when we suppose that $r_j = \bar{r} + v_j$ where \bar{r} denotes the arithmetic average of the interest rates in the countries and v_j denotes very small positive and negative deviations.

Output1

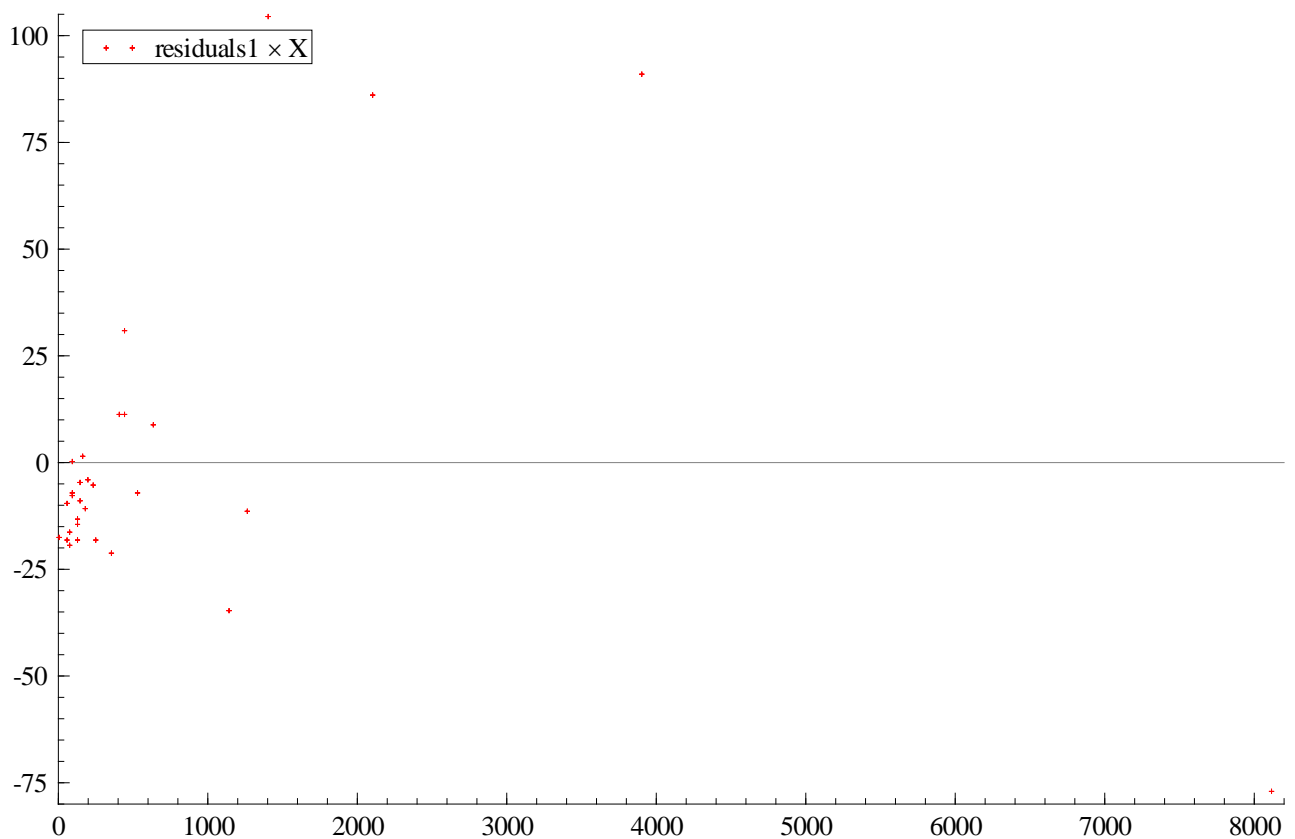
EQ(1) Modelling (I) by OLS-CS (using makrodata.xls)

The estimation sample is: 1 to 30

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	18.0926	7.786	2.32	0.028
G	-1.07496	0.1383	-7.77	0.000
X	0.359251	0.02074	17.3	0.000

sigma	37.7334	RSS	38442.8687
R^2	0.987796	F(2,27) =	1093 [0.000]**
		DW	1.38
no. of observations	30	no. of parameters	3
mean (I)	162.47	var (I)	105000

Output 2



Output 3

	Coefficients	SE	t-SE	HCSE	t-HCSE
Constant	18.093	7.7857	2.3238	5.8031	
<i>G</i>	-1.0750	0.13834	-7.7705	0.34912	
<i>X</i>	0.35925	0.020736	17.325	0.052798	

Output 4

EQ(1) Modelling *I* by OLS-CS (using makrodata22.xls)

The estimation sample is: 1 to 15

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	35.2641	17.21	2.05	0.063
<i>G</i>	-1.12410	0.1972	-5.70	0.000
<i>X</i>	0.362737	0.02915	12.4	0.000

sigma	52.6624	RSS	33279.9365
R ²	0.987192	F(2,12) =	462.5 [0.000]**
		DW	1.21
no. of observations	15	no. of parameters	3
mean(<i>I</i>)	297.747	var(<i>I</i>)	173229

Output 5

EQ(2) Modelling *I* by OLS-CS (using makrodata22.xls)

The estimation sample is: 1 to 15

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	0.630508	3.923	0.161	0.875
<i>G</i>	-0.820569	0.2567	-3.20	0.008
<i>X</i>	0.378605	0.05563	6.81	0.000

sigma	6.02232	RSS	435.220297
R ²	0.834817	F(2,12) =	30.32 [0.000]**
		DW	1.28
no. of observations	15	no. of parameters	3
mean(<i>I</i>)	27.2133	var(<i>I</i>)	175.652

Output 6

EQ(3) Modelling (I/P) by OLS-CS (using makrodata.xls)

The estimation sample is: 1 to 30

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
Constant	0.110689	0.3254	0.340	0.736	0.20291
G/P	-0.684616	0.1613	-4.24	0.000	0.2567
X/P	0.329780	0.03347	9.85	0.000	0.05294
sigma	0.877237	RSS	20.7777011		
R^2	0.87778	F(2,27) =	96.96 [0.000]**		
		DW	1.79		
no. of observations	30	no. of parameters	3		
mean(I/P)	3.9529	var(I/P)	5.66673		